Erschienen in: Erdmann, E./Isaakjan, A./Marti, R./Schümann, D. (Hrsg.): Tusculum Slavicum.
Festschrift für Peter Thiergen. - Zürich: Pano Verlag, 2005. S. 609-619.

Werner Lehfeldt/Peter Meyer (Göttingen)

Zur Erfassung der Akzentvariabilität im Russischen

Ein grundlegendes Charakteristikum des russischen Akzents ist bekanntlich dessen Instabilität oder Variabilität. Von Akzentvariabilität sprechen wir dann, wenn eine Wortform zu einem bestimmten Zeitpunkt in einer Sprechergemeinschaft unterschiedliche Akzentpositionen aufweist, d. h. unterschiedlich akzentuiert wird. Der für das Russische typische Fall von Akzentvariabilität ist dann gegeben, wenn ein „Schwanken“ zwischen Endungs- und Stammakzentuierung zu beobachten ist; vgl. folgende Beispiele: *баржа́ – ба́ржа* N.Sg., *избу́ – и́збу* A.Sg., *моста́ – мо́ста* G.Sg., *ведомосте́й – ве́домостей* G.Pl., *деньга́м – де́ньгам* D.Pl., *арбы́ – а́рбы* N./A.Pl.; *бурна́ – бу́рна* Sg.f.Kf., *вольны́ – во́льны* Pl.Kf., *кружи́т – кру́жит* 3.Ps.Sg.Prs. Kaum weniger bedeutsam ist aber auch die Akzentvariabilität bei den Stämmen von Wortformen, wenn also verschiedene Stammorphe als Träger des Akzents in Frage kommen; vgl. z. B. *мышле́ние – мы́шление, кла́дбище – кладби́ще, о́тсвет – отсве́т; тигро́вый – ти́гровый, му́скулистый – мускули́стый, сча́стлив – счастли́в; искри́ться – и́скриться, премирова́ть – преми́ровать, ржаве́ть – ржа́веть, про́дал – прода́л, засне́женный – заснежённый.*

Von den zahlreichen Problemen, die beim Studium der Akzentvariabilität zu beachten sind – welche und wie viele Lexeme sind von ihr betroffen?, wie ist der normative Status der Akzentvarianten?, welche Entwicklungstendenzen zeichnen sich ab? usw. –, soll uns hier nur eines beschäftigen, das in der akzentologischen Literatur bisher nur ungenügend, um nicht zu sagen: so gut wie gar nicht behandelt worden ist. Es geht um das Problem, wie zu einem gegebenen Zeitpunkt die Akzentvariabilität in der Gemeinschaft der Träger der russischen Standardsprache zuverlässig bestimmt werden kann. Dieses Problem ist insofern empirischer Natur, als in irgendeiner Form Sprecher des Russischen veranlaßt werden müssen, anzugeben, welche von jeweils zwei Möglichkeiten der Akzentuierung einer Wortform sie selbst verwenden, für normgerecht halten oder als dem Usus entsprechend einschätzen. Es kommt natürlich entscheidend darauf an, wofür sich der Akzentologe jeweils genau interessiert – für die implizite Norm, für den Usus o. a. – und wie die Informantenbefragung angelegt und durchgeführt wird. Mit diesen Problemen wollen wir uns hier jedoch nicht beschäftigen. Unsere Aufmerksamkeit soll lediglich der Frage gelten, wie viele Informanten in dieser oder jener Form befragt werden müssen, wenn man ein zuverlässiges Ergebnis erzielen will, und wie die Zahlen auszuwerten sind, die man bei einer solchen Befragung gewinnt. Dabei wollen wir mit der Beantwortung der zuletzt genannten Frage beginnen.

Den Anknüpfungspunkt für die folgenden Überlegungen bildet der Artikel *Variation in mobile stress in modern Russian* des englischen Russisten Nick Ukiah (Ukiah 2001a; ergänzend dazu vgl. Ukiah 1998; 1999; 2000a, 2000b; 2001b; 2003). In dieser Arbeit berichtet N. Ukiah von einem Experiment, das er im Herbst 1994 in Moskau durchgeführt hat, um das Ausmaß der Akzentvariabilität von Wortformen zu bestimmen, die jeweils zu einem „beweglichen" Akzentschema, d. h. die zu Lexemen gehören „displaying mobile stress" (2001a, 443). Vgl. etwa das Verb *добы́ть*, für dessen finite Präteritalformen das Akzentschema *c* – Endungsakzentuierung in der Sg.f.-Form, sonst postpräfixale Stammakzentuierung – normativ ist: *добы́л, добыла́, добы́ло, добы́ли*. Die stammakzentuierten Formen dieses Verbs begegnen aber auch mit Präfixakzentuierung – *до́был, до́было, до́были* –, während die Sg.f.-Form auch postpräfixale Stammakzentuierung aufweist: *добы́ла*.

Um das Ausmaß der Akzentvariabilität zu bestimmen, legte N. Ukiah 21 Moskauer muttersprachlichen Sprechern des Russischen im Alter zwischen 23 und 62 Jahren „with a higher education" (2001a, 444) insgesamt 1457 kurze Sätze vor, von denen jeder eine Wortform oder eine Taktgruppe aus Präposition und orthotonischer Wortform enthielt, von denen aus der akzentologischen Literatur bekannt ist, daß sie im heutigen Russischen im Hinblick auf die Akzentposition variieren. In den allermeisten Fällen geht es um das „Schwanken" zwischen den Akzentpositionen Stamm- und Endungsakzentuierung. Für jede Wortform bzw. Taktgruppe wurde ermittelt, wie viele Informanten die eine und wie viele die andere realisierten. Die derart gewonnenen absoluten Zahlen wurden dann in Prozentzahlen umgerechnet. Dabei ging es dem Autor darum, festzustellen, welche Wortformen bzw. Taktgruppen eine „significant variation" aufweisen. Die auf diese Weise angestrebten Listen sind nach seiner Meinung deshalb von Interesse, weil „they identify the main areas of instability in the present system of word-stress and can therefore provide a basis for future investigation in stress" (2001a, 444).

Indem wir zunächst das Problem der Stichprobengröße außer Acht lassen, d. h. den von N. Ukiah festgelegten Stichprobenumfang $n = 21$ vorläufig akzeptieren, stellen wir als erstes die Frage, wie unter dieser Voraussetzung signifikante von nichtsignifikanter Akzentvariabilität unterschieden werden kann, d. h., wo die Grenze zwischen diesen beiden Arten von Akzentvariabilität liegt. Der Autor selbst sagt dazu: „An arbitrary level of variation was taken as "significant"" (2001a, 444). Und zwar legt er als Grenze zwischen signifikanter und nichtsignifikanter Variabilität generell 80% fest, d. h., wenn 15 oder noch weniger Informanten hinsichtlich der Angabe der Akzentposition übereinstimmen bzw., anders ausgedrückt, wenn 16 oder mehr Informanten unterschiedliche Angaben machen, dann „the word-form was regarded as displaying significant variation in stress" (2001a, 444). Beispielsweise wurde *избу* von 62% der Informanten als *и́збу*, von 38% als *избу́* akzentuiert, woraus der Autor schließt, daß diese Wortform signifikante Akzentvariabilität aufweise.

Wenn die genannte Grenze überschritten wird, d. h., wenn 16 oder mehr Informanten übereinstimmende Angaben zur Akzentposition machen, unterscheidet N. Ukiah zwei Kategorien von Wortformen: (a) Übereinstimmung mit den Angaben von „standard authorities" (2001a, 443); (b) Abweichung von derartigen Angaben. „In these two categories of word-form, stress is not subject to significant variation" (2001a, 443). Diese Fälle werden nicht weiter diskutiert; das Interesse des Autors gilt eben denjenigen Fällen von Variabilität, wo noch keine der jeweils beiden Varianten ein eindeutiges Übergewicht erzielt hat.

Eine nähere Begründung für seine Grenzbestimmung gibt N. Ukiah nicht an. Er begnügt sich mit der Feststellung, daß seine Entscheidung „arbitrary" sei. Es ist aber durchaus möglich, ein Verfahren zu konstruieren, das es uns erlaubt, in nachvollziehbarer Weise zu bestimmen, wann innerhalb der untersuchten Stichprobe signifikante und wann nichtsignifikante Akzentvariabilität vorliegt. Auf diese Weise können wir entscheiden, ob N. Ukiahs Grenze akzeptierbar ist oder nicht.

Für jede zu untersuchende Wortform stellen wir die H_0-Hypothese auf, daß beide Varianten für jeden Informanten gleichwahrscheinlich sind und eine in der Stichprobe beobachtbare Abweichung von der Gleichverteilung beider Varianten auf das Wirken des Zufalls zurückzuführen ist. Unter dieser Prämisse berechnen wir die Wahrscheinlichkeit (WS), die tatsächliche oder eine noch extremere Auftretensfrequenz einer der beiden Varianten zu beobachten. Wenn sich herausstellt, daß diese WS kleiner als ein bestimmter, vorher festgesetzter Schwellenwert ist, lehnen wir die H_0-Hypothese ab und akzeptieren die H_1-Hypothese, derzufolge die uns interessierende Variante signifikant häufiger bzw. seltener als die andere Variante vorkommt. Dann, wenn der Schwellenwert nicht unterschritten wird, sehen wir keinen Anlaß, die H_0-Hypothese aufgrund der vorliegenden Daten zu verwerfen, was bedeutet, daß wir von signifikanter Variabilität sprechen.

Die Untersuchung der Akzentvariabilität können wir als ein Experiment auffassen, bei dem jeweils zwei Ergebnisse möglich sind, Stamm- und Endungsakzentuierung. Dieses Experiment wird n-mal ausgeführt (bei N. Ukiah $n = 21$). Wir symbolisieren das „günstige" Ergebnis, beispielsweise Stammakzentuierung, als A und das „ungünstige" Ereignis, beispielsweise Endungsakzentuierung, als Ã. Das Experiment besteht in der wie auch immer gearteten Befragung der n Informanten. Die einzelnen Experimente sind voneinander unabhängig, da ja die Informanten nicht auf einmal, zusammen befragt werden.

Die WS von A bei einem einzelnen Experiment beträgt unter der Voraussetzung der Gültigkeit der H_0-Hypothese $p_0 = 0{,}5$, die von Ã beträgt $q_0 = 1 - p_0 = 0{,}5$. Gefragt wird jetzt zunächst, wie groß unter der Voraussetzung der Gültigkeit der H_0-Hypothese die WS ist, daß A bei n Ausführungen des Experiments genau k-mal eintrifft.

Beispielsweise mag die Untersuchung der Akzentvariabilität von *борозду* zu folgendem Ergebnis führen (A: *бо́розду*, Ã: *борозду́*):

AAÃÃÃAÃAAAÃAÃAÃAAÃAÃA.

Die WS genau dieses Ergebnisses berechnet sich, da die Ereignisse einander ausschließen, als

$$p_0p_0q_0q_0q_0p_0q_0p_0p_0p_0q_0p_0q_0p_0q_0p_0p_0q_0p_0q_0p_0 = p_0^{\,k}q_0^{\,n-k} = (0{,}5)^n.$$

Es sind aber auch andere n-zahlige Anordnungen von A und Ã möglich, in denen A genau k-mal eintrifft. Die WS jeder solchen Anordnung berechnet sich offensichtlich als $(0{,}5)^n$. Die Zahl dieser Anordnungen ergibt sich als

$$\frac{n!}{k!(n-k)!} = \binom{n}{k},$$

da es sich um Permutationen von Elementen handelt, die nicht alle unterschiedlich sind.

Wir gelangen demnach zu folgender Definition: Die WS, daß die Zufallsvariable X den Wert k annimmt, berechnet sich als

$$P(X=k) = \binom{n}{k}(0{,}5)^n$$

Uns interessiert, wie erwähnt, nicht nur die WS, daß A genau k-mal vorkommt, sondern auch die WS aller extremeren Ergebnisse, d. h. $P(X \geq k)$ bzw. $P(X \leq k)$. Die Entscheidung darüber, welchen dieser beiden Fälle wir zu berücksichtigen haben, hängt jeweils davon ab, ob k größer oder kleiner als der Erwartungswert $E(X) = n/2$ ist. Im ersten Fall berechnen wir

$$P(X \geq k) = \sum_{x=k}^{n} \binom{n}{x} (0{,}5)^n ,$$

im zweiten Fall

$$P(X \leq k) = \sum_{x=0}^{k} \binom{n}{x} (0{,}5)^n .$$

Als Signifikanzniveau legen wir 0,05 fest, d. h., wenn $P(X \geq k) \leq 0{,}025$, dann sind wir nicht bereit, an der H_0-Hypothese festzuhalten. Man darf dann annehmen, daß die Anzahl, mit der das Ereignis A eingetroffen ist, nicht auf einem Zufall beruht, sondern daß A in der untersuchten Stichprobe signifikant häufiger auftritt als Ã. Auch wenn $P(X \leq k) \leq 0{,}025$, lehnen wir die H_0-Hypothese ab, und wir nehmen dann an, daß A in der untersuchten Stichprobe signifikant seltener als Ã auftritt. Die Ablehnung der H_0-Hypothese ist in beiden Fällen gleichbedeutend der Ablehnung der Hypothese von der Gleichwahrscheinlichkeit beider Varianten.

In allen anderen Fällen sehen wir die H_0-Hypothese als vorläufig bestätigt an, d. h., wir dürfen vorerst annehmen, daß sich A und Ã in ihrer Vorkommenshäufigkeit nicht signifikant unterscheiden und ein beobachteter Frequenzunterschied auf dem Zufall beruht.

Für $n = 21$, wie in Ukiahs Experiment, bekommen wir mit Hilfe der Tabelle der Binomialverteilung das Intervall <6;15>. Das heißt, wenn $k \leq 5$, dann ist A signifikant selten; wenn $k \geq 16$, dann ist A signifikant häufig. In der Interpretation von Ukiah bedeutet das in beiden Fällen, daß keine „significant variation“ vorliegt. Von einer solchen kann nur die Rede sein, wenn $k \in (6;15)$, denn in diesem Fall sind beide Akzentvarianten (noch) gleichberechtigt, ist die Konkurrenz zwischen ihnen (noch) nicht entschieden.

Es hat sich gezeigt, daß die von N. Ukiah gezogene Grenze nicht „arbitrary“ ist, sondern durch wahrscheinlichkeitstheoretische Überlegungen begründet und gerechtfertigt werden kann. Um die Auswertung von ähnlichen Experimenten, wie sie N. Ukiah durchgeführt hat, bei anderer Stichprobengröße zu erleichtern, stellen wir in Tabelle 1 die Intervalle für Stichproben zwischen $n = 10$ und $n = 81$ zusammen.

Tabelle 1: Intervalle der signifikanten Akzentvariabilität der Stichprobe; u = untere Grenze; o = obere Grenze

n	< u; o>	n	< u; o>	n	< u; o>	n	< u; o>
10	< 2; 8>	28	< 9; 19>	46	<16; 30>	64	<24; 40>
11	< 2; 9>	29	< 9; 20>	47	<17; 30>	65	<25; 40>
12	< 3; 9>	30	<10; 20>	48	<17; 31>	66	<25; 41>
13	< 3; 10>	31	<10; 21>	49	<18; 31>	67	<26; 41>
14	< 3; 11>	32	<10; 22>	50	<18; 32>	68	<26; 42>
15	< 4; 11>	33	<11; 22>	51	<19; 32>	69	<26; 43>
16	< 4; 12>	34	<11; 23>	52	<19; 33>	70	<27; 43>
17	< 5; 12>	35	<12; 23>	53	<19; 34>	71	<27; 44>
18	< 5; 13>	36	<12; 24>	54	<20; 34>	72	<28; 44>
19	< 5; 14>	37	<13; 24>	55	<20; 35>	73	<28; 45>
20	< 6; 14>	38	<13; 25>	56	<21; 35>	74	<29; 45>
21	< 6; 15>	39	<13; 26>	57	<21; 36>	75	<29; 46>
22	< 6; 16>	40	<14; 26>	58	<22; 36>	76	<29; 47>
23	< 7; 16>	41	<14; 27>	59	<22; 37>	77	<30; 47>
24	< 7; 17>	42	<15; 27>	60	<22; 38>	78	<30; 48>
25	< 8; 17>	43	<15; 28>	61	<22; 38>	79	<31; 48>
26	< 8; 18>	44	<16; 28>	62	<23; 39>	80	<31; 49>
27	< 8; 18>	45	<16; 29>	63	<24; 39>	81	<32; 49>

Mit der Überprüfung des von N. Ukiah befolgten Verfahrens zur Auswertung seiner Ergebnisse ist die Aufgabe, die wir uns gestellt haben, noch nicht gelöst. Wir wissen bisher nur, wie bei Stichproben gegebenen Umfangs zu verfahren ist. Gänzlich unbeantwortet ist noch die Frage, wie groß eine Stichprobe sein muß, damit wir aus ihrer Auswertung eine zuverlässige Vorstellung über das wahre Ausmaß der Akzentvariabilität im heutigen Russischen gewinnen können. N. Ukiah sagt in einer Fußnote selbst: „[...] the sample size was small" (2001a, 444). Um auch dieses Problem zu lösen, machen wir uns den Umstand zunutze, daß, wenn die Anzahl der Experimente oder der Zählungen sehr groß wird, d. h. wenn n gegen unendlich strebt, die Binomialverteilung gegen die Normalverteilung konvergiert. Ausgehend von dieser Tatsache, schlagen wir folgenden Weg zur Bestimmung einer „zuverlässigen" Stichprobengröße ein (vgl. zum folgenden Altmann; Lehfeldt 1980, 134-138).

Die mathematische Erwartung von X ist

$$E(X) = np,$$

und die Varianz beträgt

$$V(X) = \sigma_x^2 = npq.$$

Mit Hilfe dieser Größen lassen sich auch die Erwartung und die Varianz der relativen Häufigkeit $\hat{p} = X/n$ berechnen. Und zwar ist

$$E(\hat{p}) = E\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{1}{n}\, E(X) = \frac{1}{n}\, np = p,$$

und ähnlich ist

$$\sigma_{\hat{p}}^{\;2} = V\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{1}{n^2} V(X) = \frac{npq}{n^2} = \frac{pq}{n}.$$

Weiter gilt bei großen Stichproben für beliebige Zufallsvariablen, daß

$$\lim_{n \to \infty} \frac{X - E(X)}{\sigma_x} \to z,$$

d. h., eine so transformierte Zufallsvariable konvergiert gegen die Normalvariable. In unserem Fall folgt daraus für die relative Häufigkeit, daß

$$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} = z, \qquad (1)$$

wenn n groß genug ist. Hier ist z das Quantil der Normalverteilung. Die Werte von z sind ausführlich tabelliert, und die zu dem jeweiligen Wert gehörige Wahrscheinlichkeit läßt sich mechanisch ablesen.

In Formel (1) stellt der Zähler der linken Seite die Abweichung der zur Schätzung verwendeten beobachteten relativen Häufigkeit eines Ereignisses in einer konkreten Stichprobe von der wahren Wahrscheinlichkeit dar, an deren Wert wir interessiert sind, dem wir uns durch Vergrößerung des Stichprobenumfangs nur mehr oder weniger weit annähern können. Anders ausgedrückt, der Zähler repräsentiert die Größe des Fehlers der

Schätzung von p durch $\hat{p}$. Wir symbolisieren den absoluten Wert $|\hat{p} - p|$ als δ^*, so daß nach Umordnung von (1) folgt:

$$\delta^* = z\sqrt{\frac{pq}{n}}. \tag{2}$$

Offensichtlich kann man den δ^*-Fehler beliebig verkleinern, indem man n anwachsen läßt. Wir wollen ihn so verkleinern, daß er nur eine Proportion δ, z. B. 5%, von p beträgt, d. h. $\delta^* = \delta$. Denn wäre z. B. $\delta^* = 0{,}1$ und $p = 0{,}001$, so wäre der Fehler δ absolut gesehen klein, in bezug auf p aber sehr groß. Daher geht es uns um den sogenannten relativen Fehler, d. h., um die Abweichung in bezug auf p. Zu diesem Zweck dividieren wir beide Seiten von (2) durch p, symbolisieren $|\hat{p} - p|/p$ als δ und bekommen

$$\delta = \frac{z\sqrt{pq}}{p\sqrt{n}} = \frac{z\sqrt{q}}{\sqrt{np}}. \tag{3}$$

Aus dieser Formel kann man den notwendigen Stichprobenumfang berechnen, um bei festgelegtem relativen Fehler eine bestimmte Konfidenz der Schätzung zu erreichen. Aus (3) ergibt sich durch Umordnung

$$n = \frac{z^2_{\alpha/2}q}{\delta^2 p}. \tag{4}$$

Die Werte von $z_{\alpha/2}$, die man wegen der zweiseitigen Abweichung im absoluten Wert benötigt, findet man in der Tabelle der Normalverteilung, je nachdem, mit welcher Konfidenz man arbeitet. Setzt man den Konfidenzkoeffizienten $1 - \alpha$ mit 0,99 (d. h. 99%) fest, so ist $\alpha = 0{,}01$. Für einige Konfidenzniveaus findet man die z-Werte in Tabelle 2. Die meistbenutzten Konfidenzkoeffizienten sind 0,9973 (die sogenannte Dreisigmagrenze), 0,99 und 0,95. Die Quantile $z_{\alpha/2}$ kann man mechanisch in Formel (4) einsetzen.

Tabelle 2: Einige Quantile der Normalverteilung

Konfidenzkoeffizient $1-\alpha$	α	$\alpha/2$	Quantil $z_{\alpha/2}$
0,999	0,0010	0,0005	3,291
0,9973	0,0027	0,00135	3,000
0,995	0,005	0,0025	2,807
0,99	0,01	0,005	2,576
0,98	0,02	0,01	2,326
0,95	0,05	0,025	1,96

Da der wahre Wert von p unbekannt ist – die uns hier beschäftigende Prozedur hat ja gerade das Ziel, ihm möglichst nahezukommen –, ersetzt man ihn in (4) durch den Schätzwert $\hat{p}$ einer hinreichend großen Ausgangsstichprobe. Das ist deshalb erlaubt, weil sich beweisen läßt, daß bei hinreichend großem $\hat{n}$ der Ausgangsstichprobe der dadurch entstehende Fehler für δ sehr klein wird. So bekommt man schließlich den notwendigen Stichprobenumfang mit vorgegebenem relativen Fehler und festgesetztem Konfidenzkoeffizienten $1-\alpha$ als

$$n = \frac{z^2_{\alpha/2}\hat{q}}{\delta^2\hat{p}}. \tag{5}$$

Machen wir uns diese Formel zunutze, um den Stichprobenumfang für die möglichst zuverlässige Bestimmung der Akzentvariabilität von konkreten Wortformen bzw. Taktgruppen zu ermitteln.

N. Ukiah hat in seiner Stichprobe aus 21 Informanten festgestellt, daß die relative Häufigkeit von *строфáх* 0,76 beträgt, d. h. $\hat{p}$(*строфáх*) = 0,76. Wie groß muß der Umfang einer neuen Stichprobe sein, damit sich in ihr $\hat{p}$(*строфáх*) von dem wahren p(*строфáх*) mit einer Konfidenz von 95%, d. h. mit 95%-iger Sicherheit, um höchstens 5% unterscheidet?

Wenn $1-\alpha = 0{,}95$, dann ist $\alpha = 0{,}05$, $\alpha/2 = 0{,}025$, so daß $z_{0{,}025} = 1{,}96$, wie man Tabelle 2 entnehmen kann. Da $\delta = 0{,}05$ (d. h. 5%) und $\hat{q} = 1-\hat{p}$, erhalten wir

$$n = \frac{(1,96)^2\, 0,24}{(0,05)^2\, 0,76} \approx 485.$$

Das heißt also, daß wir 485 Informanten befragen müssen, wenn die genannten Bedingungen eingehalten werden sollen. Die von N. Ukiah gewählte Stichprobengröße genügt ihnen nicht, wie sich erweist, wenn wir mit Hilfe von Formel (3) die Größe des relativen Fehlers δ bei gleichbleibender Konfidenz berechnen:

$$\delta = \frac{1,96\sqrt{0,24}}{\sqrt{21(0,76)}} = 0,2403.$$

Das heißt, bei der Stichprobengröße $n = 21$ unterscheidet sich $\hat{p}$(*строфа́х*) = 0,76 von dem wahren p(*строфа́х*) mit einer Konfidenz von 95% um bis zu mehr als 24%, was offensichtlich gänzlich inakzeptabel ist.

Ein weiteres Beispiel. In N. Ukiahs Stichprobe ist $\hat{p}$(*ко́пнах*) = 0,52. Die Größe des relativen Fehlers berechnet sich als

$$\delta = \frac{1,96\sqrt{0,48}}{\sqrt{21(0,52)}} = 0,4109.$$

Das heißt, in diesem Fall unterscheidet sich $\hat{p}$(*ко́пнах*) = 0,52 von dem wahren p(*ко́пнах*) mit einer Konfidenz von 95% um bis zu mehr als 41%, so daß sich dieser $\hat{p}$-Wert als ganz unzuverlässig erweist. Um einen Wert zu bekommen, bei dem die Abweichung von dem wahren p(*ко́пнах*) bei gleichbleibender Konfidenz nicht mehr als 5% beträgt, benötigen wir eine Stichprobe von

$$n = \frac{(1,96)^2\,0,48}{(0,05)^2\,0,52} \approx 1418 \text{ Informanten.}$$

Mit diesem Wert geraten wir bereits nahe an die maximale Stichprobengröße, die sich, wie gezeigt werden kann, dann ergibt, wenn $\hat{p} = 0{,}5$. Dann nämlich berechnet sich die Größe des relativen Fehlers für die Stichprobe von N. Ukiah als

$$\delta = \frac{1,96\sqrt{0,50}}{\sqrt{21(0,50)}} = 0,4277,$$

und der Stichprobenumfang ergibt sich als

$$n = \frac{(1,96)^2\,0,50}{(0,05)^2\,0,50} \approx 1537 \text{ Informanten.}$$

Das heißt, daß, wenn wir die $\hat{p}$-Werte aus N. Ukiahs Ausgangsstichprobe zugrundelegen, wir bei einer Stichprobe aus 1537 Informanten für sämtliche von diesem Autor untersuchten Wortformen bzw. Taktgruppen neue geschätzte $\hat{p}$-Werte bekommen, die sich mit einer Konfidenz von mindestens 95% um maximal 5% von den wahren p-Werten unterscheiden.

Literatur

Altmann, Gabriel; Lehfeldt, Werner: *Einführung in die Quantitative Phonologie*, Bochum 1980.

Ukiah, Nick: Stress retraction in phrases of the type на́ день, за́ сорок, не́ был in modern Russian, in: *Russian Linguistics* 22, 1998, S. 287-319.

Ukiah, Nick: Some notes on mobile stress in the past indicative forms of Russian verbs amongst Moscow speakers, in: *Russian Linguistics* 23, 1999, S. 233-260.

Ukiah, Nick: The stress of the Russian gerund in -а/-я, in: *Slavia Orientalis* 49, 2000a, S. 251-260.

Ukiah, Nick: Mobile stress in the four-part paradigms of modern Russian verbs and adjectives, in: *Russian Linguistics* 24, 2000b, S. 117-147.

Ukiah, Nick: Variation in mobile stress in modern Russian, in: *Zeitschrift für Slawistik* 46, 2001a, S. 443-468.

Ukiah, Nick: Stress and the adjectivalisation of the past passive participle in modern Russian, in: *Slavia Orientalis* 50, 2001b, S. 105-119.

Ukiah, Nick: The stress of Russian nouns in -а and -я of Zaliznjak's pattern d′ (спина́ type), in: *Russian Linguistics* 23, 2003.